

Title	直交表によるFractional Factorial Designのわりつけ (実験計画法研究会報告集)
Author(s)	奥野, 忠一
Citation	数理解析研究所講究録 (1967), 25: 192-211
Issue Date	1967-05
URL	<a href="http://hdl.handle.net/2433/107497">http://hdl.handle.net/2433/107497</a>
Right	
Type	Departmental Bulletin Paper
Textversion	publisher

## 直交表による

## Fractional Factorial Design のわりつけ

農業技研 奥野 忠一

## 1. Fractional factorial design の有用性

多くの因子を取扱かう実験においては、農業においても工業においても、それらの因子の水準のすべての組合せを実験するところの要因計画 *factorial design* が有効であることは、現在ではよく知られている。この計画では、それらの因子の間に交互作用 *interaction* が存在するときには、これを的確に評価することができるし、また、交互作用を無視できるときには、各因子の主効果の推定の精度が他のいかなる計画よりも高い。しかしながら、要因計画を採用すると、実験しなければならぬ処理組合せ *treatment combinations* の数が非常に多くなって、実施困難なことがしばしば起こる。たとえば、2水準の因子が8ヶあるときには、処理組合せの数は  $2^8 = 256$ 、3水準の因子が5つあれば、 $3^5 = 243$  となる。通常、実験できる処理区数は100以下であることが多いから、この例で、 $2^8$  の  $\frac{1}{4}$  実施、すなわち 64 区、あるいは、 $3^5$  の  $\frac{1}{3}$  実施、すなわち 81 区の実験を組むことがある。これらは「一部実施法」 *fractional factorial design* とよばれる。このような一部実施法を採用すると、あるていどの情報のロスは避けられないけれども、重要な情報は確保し、それほど重要でない情報はぎせいにしようと

するのが、この方法の特徴である。

一部実施法が最近とくに注目を受け、応用分野が広がっているのは、電子計算機の急速な発展と普及に依る。この実験結果の統計解析を手計算で行なうのは、あまりにも煩雑であって、その正確さを保証しがたい。しかし、これを電子計算機に委ねれば、立ちどころに解が得られるからである。

## 2. Fractional factorial design の構成

要因計画は古く、R. A. Fisher, F. Yates<sup>1)</sup>によって考案され、その利点も詳細に検討されているが、一部実施法は、1945~6年に同じく英国の D. J. Finney<sup>2)3)</sup>によって導入されたのがはじめてである。その後、米国標準局では各方面の要望に答えて、2水準系および3水準系の一部実施法のわりつけ表を、多くの学者の協力によって作成し公刊した(1957, 59)<sup>4), 5)</sup>。すなわち、2<sup>n</sup>系では、M. Zelenの指導の下に、 $n=5(1)16$  因子について  $\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{8}, \frac{1}{16}, \frac{1}{32}$  実施を W. H. Clatworthy, W. S. Connor, Loka S. Deming が、また、 $\frac{1}{64}, \frac{1}{128}, \frac{1}{256}$  実施を R. C. Burton, F. L. Miller Jr., H. N. Pettigrew が作成し、全部で135ヶの計画が84頁に収載されている。3水準系にも同じメンバーが参加して  $n=4(1)10$  因子について  $\frac{1}{3}, \frac{1}{9}, \frac{1}{27}, \frac{1}{81}, \frac{1}{243}$  実施を37頁の表に与えている。これらの表には次の欠陥が認められる：

- ① 多くの人が分担したので、得られた各計画の間に統一がない。(とくに、一部実施を生成する「定義対比」definition identityに一貫性がない。)
- ② 何分の1実施という規準でグループンしているのに、一定の規模の実験でいくつの因子を比較できるかが明らかでない。

③ 実験単位を何段階かに分割する「分割区法」split-plot design を採用するときの考慮が示されていない。

④ 「定義対比」や「別名関係」をじゅうぶんに理解していない人には使いこなせない。

⑤ 全体が trial and error で構成されているため、ここに収録されている計画が それぞれの条件下で best であるという保証がない。

一方、多因子を取扱かう実験計画の源流には Plackett & Burman<sup>6)</sup> にはじまる秤量問題 weighing problem がある。この流れは種々の型の「直交表」orthogonal arrays を生み、わが国工業界では、とくに独自の利用方法が開発されている。しかし 後に述べるように、筆者はこの方向に必ずしも満足していない。

ここでの研究は2部に分け、前半では、米国標準局 N.B.S. のぼう大なわりつけ表を、「直交表」を用いて見通しの良いものにするのと同時に、そこで与えられている計画よりさらに有効なものをいくつか見出し、かつ 次の3つの長所をそなえたわりつけ表を作成した。

(i) 各因子を 直交表のそれぞれ適当な列にわりつけることによって、必要な処理組合せを容易に書きおろせるようにすること。

(ii) わりつけた主効果や交互作用と別名になる要因を、定義対比を顧慮することなく、直交表の列「基本表示」から容易に見出せるようにすること。

(iii) 分割区法や多水準のブロックの導入も、列の「詳番号」(直交表に記載)を参照することによって容易にできること。

この研究の後半では、直交表の利用に際して 通常採用されている「線

点図法」よりも有効なわりつけをいくつか見出した。この前・後半をそれぞれ、66年3月と12月のシンポジウムで報告した。

### 3. わりつけの原則

一部実施法の 農業実験・工業実験への適用を通じて、次の原則に従うのが最も妥当であると筆者は考える：

① 3因子以上の交互作用は無視する。——したがって、作成したわりつけ表には、主効果と2因子交互作用だけをわりつける。しかし、もし必要があれば、各列の「基本表示」を用いて、若干個の3因子交互作用の現われる「列」を求めることができる。

② 各主効果は必ず単独で1つの列にわりつけ、どの2因子交互作用とも交絡しないようにする。——この意味で、主効果はすべて「推定可能」*estimable*であるという。

③ 以上の条件の下で、2因子交互作用のうち「推定可能」なもの数を最大にする。——ここで、ある2因子交互作用が「推定可能」であるというのは、それが単独で1つの列を占め、他のどの交互作用とも交絡しないことをいう。

④ いろいろの水準のブロック因子 ( $R$ で表わす) を末1群の列から順にわりつけ、かつ、タテの点線によって、「分割区法」を採用したときの1次単位・2次単位などを適当にえらべるようにする。

このような原則に従い、かつ、次に示す記号法によって、各計画の呼び名をさめる：

(i) まず、実験の規模(区数)  $N$  を定める。—ここでは、2水準については、 $N=16, 32, 64$  を、3水準系については  $N=27$  と  $81$  を考える。

(ii) つぎに因子の数を定める。すると、2水準系ならば、 $2^n/N = 2^p$  ならば、 $1/2^p$  実施、3水準系ならば、 $3^n/N = 3^p$  とすると、 $1/3^p$  実施であることがわかる。

(iii) さいに、ブロックの数を定める。これを2水準系、3水準系ごとに  $b=2^d$ ,  $b=3^d$  とおく。すると各ブロックの区きさは、 $2^{n-p-d}$ ,  $3^{n-p-d}$  となる。

N. B. S. (National Bureau of Standards) の表<sup>4), 5)</sup>では、以上をまとめて各計画を  $(2^p, n, 2^{n-p-d})$  で表わし、 $1/2^p$  実施を強調している。筆者らの表<sup>7)</sup>では、これを  $(n, 1/2^p, 2^d)$  という記号で、 $N=2^{n-p}$  ごとにまとめた。3水準系も同様の記号法を用いた。

#### 4. N. B. S. の表との比較

3の「わりつけの原則」に基づいて得られた120個の計画は、筆者らの論文<sup>7)</sup>に収録されている。これらのうち、N. B. S. の表とのちがいを明らかにし、かつ、N. B. S. よりも優れに計画のいくつかに示すために、二、三の例をあげる。

[例 1] 32区を用い、7因子(各2水準)の  $1/4$  実施をして、これを2ブロックに入れる計画 (N. B. S. :  $(4, 7, 16)$ , 奥野ら:  $(7, 1/4, 2)$ )。

まず、この計画に対する N. B. S. の叙述を再録する:

「 $1/4$  replication of 7 factors in 2 blocks of 16 units each.

Factors: A, B, C, D, E, F, G

$I = ABCEG = ABDF = CDEFG$

Block confounding AB

All two factor interactions except AB, AD, AF, BD, BF and DF are measurable.

Blocks							
1				2			
(1)	abdf	ab	df	bcd	acf	acd	bcf
ce	abcdef	abce	cdef	bde	acf	ade	bef
cj	abcdfg	abcg	cdfg	bdg	afg	adg	bfg
eg	abdefg	abeg	defg	bdeg	acefg	acdeg	bcefg

これだけの記述によって、確かに、27ロット各16区の処理内容を理解することができる。しかし、これらの処理がどういう構造をになっているのかわかるためには、定義対比Iとこの処理との関係を詳細に吟味しなければわからない。また、AB, AD, ... など6ヶの2因子交互作用は「推定可能」ではないことがわかるが、それでは、いくつの2因子交互作用が推定できるのかは計算してみなければ判然としない。実際、2因子交互作用の総数は  $n=7$  のときは、 ${}^7C_2 = 21$  であるから、結局  $21-6=15$  が「推定可能」であることが予想される。

このような表現に対して、奥野らの表は、 $L_{32}$  直交表を前提するといえ、この特殊の計画に対しては、そのわりつけ表は7の No. 30 の次の表現だけで事足りる。すなわち、

(計画)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
基本 表示	a	b	a	e	a	b	a	d	a	b	a	c	a	b	a	e	a	a	a	e	a	b	a	d	a	b	a	c	a	b	a
		b		c	c		c	d	d	d	b	d	c	c	b	e	e	e	b	e	c	c	b	e	d	d	b	d	c	c	b
											d		d	d	d				e	e	e	e		e	e	e	d	e	d	d	c
																															d
要因	R	A	B	B	A	A	C	D	e	A	E	B	E	e	C	E	e	A	D	B	D	e	C	D	B	C	G	C	F	e	A
			C		C	B				D	G	D	F		D			E	G	E	F		E	E	F	F	G			F	
						F																									B
						G																									G

かつ、この表には、「推定される2因子交互作用の数」は15(+3)であること、および、誤差の自由度(誤差列の数)が5であることが示されている。

この方法の優位性を次に列挙する：

①「推定可能」な15ヶの2因子交互作用が明らかであるばかりでなく、推定不可能な6つの交互作用の交絡関係も明示される。それゆえ、もしG因子とA, B, Fとの交互作用は、何らかの技術的判断から無視できるならば、AB, AF, BFも「推定可能」となることがわかる。このことが、「推定される2因子交互作用の数」を15(+3)としている理由である。

② 32処理区構成は、 $L_{32}$ 直交表で、主効果をわりつけた列だけをぬき出して、その水準が2のものだけを拾う(1でもいい)というルールで求めることができる(次頁)——これをN.B.S.の記号法で表わしたものを表の右欄につける。

③ ブロックRの効果を2因子交互作用との交絡なしに評価することができる。N.B.S.の表では、 $R=AB=DF$ となっていた。それゆえブロック効果は推定できないし、また①にあげたような取扱いもできない。(その代



りに誤差の自由度は1増えて6になるはずであるが、N.B.S.には明記されていない。)

列番 因子	1 2 4 7 8 16 29 29	R A B C D E F G							処理組合せ
1	1	1	1	1	1	1	1	1	(1)
2	1	1	1	1	2	2	2	2	efg
3	1	1	1	1	2	1	2	2	dfg
4	1	1	1	1	2	2	1	1	de
5	1	1	2	2	1	1	2	1	bcf
6	1	1	2	2	1	2	1	2	bceg
7	1	1	2	2	2	1	1	2	bcdg
8	1	1	2	2	2	2	2	1	bcdef
9	1	2	1	2	1	1	1	2	acg
10	1	2	1	2	1	2	2	1	acef
11	1	2	1	2	2	1	2	1	acdf
12	1	2	1	2	2	2	1	2	acdeg
13	1	2	2	1	1	1	2	2	abfg
14	1	2	2	1	1	2	1	1	abe
15	1	2	2	1	2	1	1	1	abd
16	1	2	2	1	2	2	2	2	abdefg
17	2	1	1	2	1	1	2	2	cfg
18	2	1	1	2	1	2	1	1	ce
19	2	1	1	2	2	1	1	1	cd
20	2	1	1	2	2	2	2	2	cdefg
21	2	1	2	1	1	1	1	2	bg
22	2	1	2	1	1	2	2	1	bef
23	2	1	2	1	2	1	2	1	bdf
24	2	1	2	1	2	2	1	2	bdeg
25	2	2	1	1	1	1	2	1	af
26	2	2	1	1	1	2	1	2	ae
27	2	2	1	1	2	1	1	2	adg
28	2	2	1	1	2	2	2	1	ade
29	2	2	2	2	1	1	1	1	abc
30	2	2	2	2	1	2	2	2	abcefg
31	2	2	2	2	2	1	2	2	abcdfg
32	2	2	2	2	2	2	1	1	abcde

④ 多段分割法を容易に導入できる。P.7の表の9テの点線を利用して、Aを1次因子(8区づつまとめる)、B, Cを2次因子(4区づつまとめる)、Dを3次因子(2区づつまとめる)、Eを4次因子(1区ごとに水準をかえる)

とすることが出来る。

(註) このときの定義対比  $I = ABFG = ACDEF = BCDEG$  である。

[例 2] 同じく 32 区を用い、 $2^7$  の  $1/4$  実施をおこなうが、これを 4 ブロックに入れる計画。(N.B.S. (4, 7, 8), 奥野ら (7, 14, 4))

まず N.B.S. の叙述をみよう：

*" $1/4$  replication of 7 factors in 4 blocks of 8 units each."*

Factors: A, B, C, D, E, F, G

$I = ABCE = ABDFG = CDEFG$

Block confounding, ACD, BEF, ABCDEF

All two factor interactions except AB, AC, AE, BC, BE, CE and DF are measurable.

以下わりつけ表を略す」

ここで大事なのは、推定可能な 2 因子交互作用の数が前より 1 つ減って 14 となったことである。さらにこの定義対比は、例 1 のと全く無関係であることである。奥野らのわりつけ表<sup>7)</sup>では、定義対比は例 1 と全く同じにっている。ブロック (4 水準) を前の R とどれかの誤差項にとると、その交互作用によって、2 因子交互作用の 1 つについての情報が失われ、結果的には N.B.S. のと同じになる。しかし奥野ら<sup>7)</sup>は、こういう時には交絡している列にブロックを割りつけることによって、2 因子交互作用のぎせいを無くし、結局「推定可能」な 2 因子交互作用の数は  $15(+2)$  とできた。誤差列の数は 1 つ減って 4 となる。このようにして各計画相互の関連を明らかにして行くと、N.B.S. よりもよいものがいくつか得られる。

[例3] 32区を用い、8因子で $2^8$ の $1/8$ 実施をするとき、47ロット。

このときのN.B.S.の表では

$$I = ABEGH = ACFG = ABCD$$

となっており、例2とすっかり変る。しかし、奥野ら<sup>7)</sup>では、

$$I = ACDEF = ABFG = ACGH$$

から生成することになり、はじめの2つは例1, 2, 3のすべてに共通である。かくて、奥野ら<sup>7)</sup>では推定可能な2因子交互作用の数は $13(+4)$ 、誤差の自由度は3であることも付記されている。

・さらに、因子数 $n$ が増え、 $n=16$ で *saturated* するまで、定義対比は新しい要因を追加するほかは、つねに前のものを保持するというルールがとられた。もちろん、前のものを保持するにため、*better*なものを取逃がすということが起ると、このルールは破棄される。このようにして、つねに *better* なものを追究して行った。

## 5. 線点図法との比較

つぎに、奥野らのわりつけ表<sup>7)</sup>を用いると、田口氏らが提唱する線点図法<sup>8)</sup>利用の場合にくらべて、はるかに安全で信頼のおけることを例証する。「線点図法」とは、田口氏らの直交表に付記されているもので、点は各因子の主効果を、その2点を結ぶ直線は、それら2因子の交互作用を表わす。これを用いて、取上げたすべての主効果  $A, B, C, \dots$  と、一部の2因子交互作用(それが存在すると予想される!)  $A \times B, A \times C, \dots$  などをわりつけるべき列番をさめることができる。しかし、この場合に、取上げなかった2

因子交互作用の一部が、予想に反してある程度の効果をもつとき、それが直交表のどの列に現われ、いかなる要因と交絡するかは、この線点図は何か教えない。もしそれが現われる列にある因子の主効果がすでにわりつけられておれば、この主効果の推定にはカタヨリがもちこまれることになる。

[例4]  $L_{16}$  直交表に8因子をわりつけるとき、ただし2因子交互作用としては、 $A \times B, A \times C, B \times C, A \times D, A \times E, F \times H, F \times G$  は知りたいとする。

次の線点図を用いると、これら8因子  $A, B, C, D, E, F, G, H$  のわりつけられるべき列番がきまる。

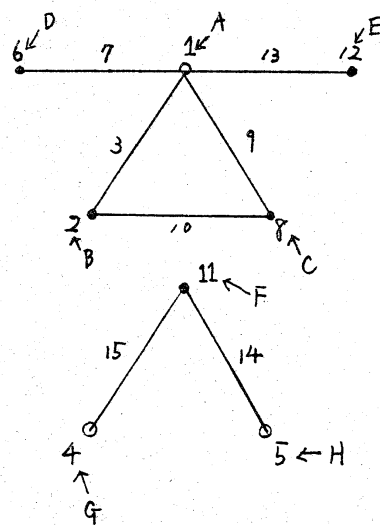
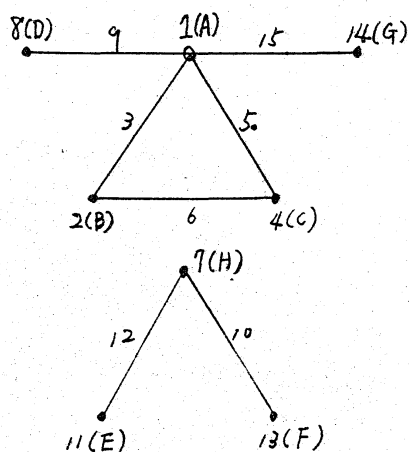


表 1

列番	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
基本表示	a	b	a	c	a	b	a	d	a	b	a	c	a	b	a
			b	c	c	c	c	d	d	d	d	d	d	d	d
左のわりつけ	A	B	A	G	H	D	A	C	A	B	F	E	A	F	F
			B			D	D	C	C	C		E	E	H	G
交絡	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"
	G	D	C	B	A	B	E	E	B	D		C	D	C	F
要因	H	G	F	D	G	G	F	G	F	E		G	F	D	G
			"	"	"	"	"	"	"	"		"	"	"	"
			H	C	E	H	H	H	A	F		C	H	B	F
				A	H									F	H
別のわりつけ	A	B	A	C	A	B	H	D	A	F	E	E	F	G	A
			B		C	C		D	H	H		H		G	G
交絡		"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"
		D	D	F	E	F		B	B	D		C	D	C	E
要因		E	F	E	D	G		E	A	E		A	F	B	F
		"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"
		F	G	G	B	A		C	F	G		G		H	H
		"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"	"
		H	H	H	H	H		H	G	G		G			

この線点図へのわりつけを、表1の上段にうつし、同時に、これら各列に交絡する2因子交互作用をかきおろすと、F以外の主効果、およびはじめに予定したすべての2因子交互作用は、上つないしうつの無視した交互作用と交絡していることがわかる。したがって、この予想が少しでもはずれると、どれかの主効果または2因子交互作用の推定値にはカタヨリがまらこまれる。それゆえ、このわりつけは *robustness* 頑健性をもちないということができる。

それでは、主効果だけはどうのような見込違いがあっても正しく推定できるようなわりつけは存在しないだろうか。その答は、奥野ら<sup>7)</sup>のわりつけ表を用いると与えられ、表1の下段に示すものとなる。明らかに主効果はどの交互作用とも交絡していない。また、線点図法を用いるときのように、その下段の表の交絡要因をすべて無視することができるとすると、このわりつけは、次の線点図で表示することができ、それは上に与えたものと同じだけの情報をもつことがわかる。



【例5】  $L_{32}$  直交表に9因子をわりつけるとき。

このときの異野らりのわりつけ表に、いろいろの技術的仮定をふくと、  
 従来知られていない種々の直交表線点図をつくることができる。まず、表  
 2にそのわりつけ表を示す。

表 2																																	
列番	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31		
基本表示	a	b	a	c	a	b	a	d	a	b	a	c	a	b	a	e	a	b	a	c	a	b	a	d	a	b	a	c	a	b	a	c	
			d	c	c	c	d	d	d	d	b	d	c	d	d	c	e	e	e	e	e	e	c	b	d	e	d	e	c	d	e	e	
							c				d	d	d	d	d								c	b	d	e	d	e	c	d	e	e	

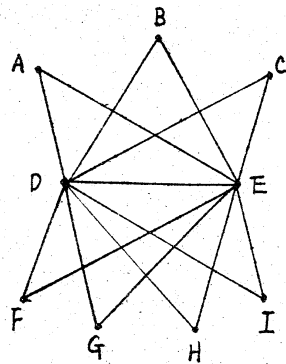


図1. D, Eとのすべての交互作用が  
検出できる場合

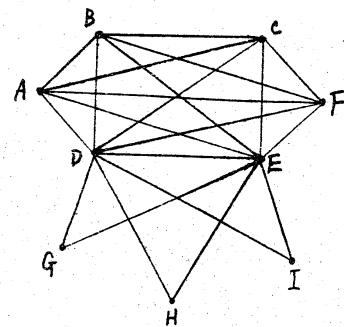


図2. G, H, IはD, Eとしか  
交互作用をたない場合

ここで、図1はもとのわりつけ表に対応して、「推定可能」な2因子交互作用の数だけを示すものである。このときには、D, Eという2つの因子が軸となって、これらと他のすべての因子との交互作用だけが「推定可能」である。残りの21個の2因子交互作用は3つつままとめて7列にわりつけられているから、もしこれらが全部無視できるならば、これを自由度7の誤差列とみることができよう。

さらに、図2に示すように、G, H, IとA, B, C, Fとの交互作用は無視できるとすれば、 $15+6=21$ 個の2因子交互作用が「推定可能」となる。

#### 6. 今後の問題点

直交表を用いると *fractional factorial design* のわりつけの見通しが非常によくなることはすでに述べたとおりである。しかしなお次の問題点が残されている：

- ①ここで得られた解が *best* であるという一般的証明はまだ得られていない。
- ②互に交絡している2因子交互作用をうまく点と線で表わすことができるならば、奥野ら<sup>7)</sup>のわりつけ表を線点図表現になおすこと。
- ③ここではふれなかったが、3水準系での交絡に際しては、ABと $A^2B$ のような対をまとめて交絡する方法を工夫すること。
- ④2水準系の直交表に、4水準の因子をわりつけること。
- ⑤部分交絡 *partial confounding* の利点を取りこむこと。（直和型のわりつけになる。）
- ⑥混合型直交表  $L_{18}$ ,  $L_{54}$ ,  $L_{48}$  などの理論的開発をおこなうこと。

【付表】 直交表へのわりつけ表 (角解<sup>9)</sup>による)

[illegible]



＜L<sub>16</sub>実験—2ブロックのとき＞

No	列	番	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
	成	分	a	b	q	c	a	b	q	d	a	b	q	c	a	b	q	(プロット) (定義対比)
							c	c	b		d	d	d	d	c	c	c	
⑥	(計画)	4.	R	A		B		A	C	C		A	B	B	A		D	R=ABCD
⑦		5. 1/2	R	A	B	C	D	A	B	D	G	A	B	C	E	B	A	R=AB I=ABCDE
⑧		6. 1/4	R	A	B	C	A	A	C	D	C	A	A	B	F	E	C	R=ABC I=ABDE =ACDF
⑨		7. 1/8																=BCDG
⑩		8. 1/16	R	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	E	F	G	=ABCH 但し R=AB

<L<sub>8</sub> 実験、17 ロツクのとぎ>

No.	列番	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31			
	成分	a	b	a'	c	a	b	a	a'	a	b	a	b	a	a	b	a	b	a	b	a	c	a	b	a	a	b	a	a	b	a	a	b	a	定義対比
		b		c	c	b	c	a			a	a	a	a	b	a	e	e	b	e	c	c	c	b	a	a	a	a	a	a	b	a			
(計測)																																			
⑪	5.1	A	B	A	C	A	B	D	A	B	C																							—	
⑫	6.1/2	A	B	A	C	A	B	D	A	B	C																							I = ABCDEF	
⑬	7.1/4	A	B	A	C	A	B	D	A	B	C																							I = ACDEF = BCDEG (ABFG)	
⑭	8.1/8																																	= ABDEH (ACGH)	
⑮	9.1/10																																	= ABCI	
⑯	10.1/32	A	B	A	C	A	B	D	A	B	C																							I = ACDEF = BCDEG = ABDEH = ABCEI = ABCDJ	
⑰	16.1/1024	A	B	A	C	A	B	D	A	B	C																							I = ABCDEF = ABCG = ABDH ..... = CDEP	
		(8つの2因子交互作用が1列に入っている)																																	

(8つの2因子交互作用が1列に入っている)

＜LII 実験＞イソプロップの燃焼

例	列番	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
(成分)	成分	a	b	c	a <sup>2</sup>	c	a	a <sup>2</sup>	b	a	a <sup>2</sup>	b <sup>2</sup>	a	a <sup>2</sup>
				b	b		c	c	c	b	b	c	b <sup>2</sup>	b <sup>2</sup>
										c	c	c	c	c
(計面)														
(18)	3.1	A	B	A	A <sup>2</sup>	C	A	A <sup>2</sup>	B			B <sup>2</sup>		-
				B	B		C	C	C			C		
(19)	4.1%	A	B	A	A <sup>2</sup>	C	A	A <sup>2</sup>	B	D	A	B <sup>2</sup>	B	C
				B	B		C	C	C		D	C	D	D
				=	=		=	=	=					I = ABCD <sup>2</sup>
				C <sup>2</sup>			B <sup>2</sup>		A <sup>2</sup>					
				D			D		D					

## 文 献

- 1) F. Yates : The design and analysis of factorial experiments, Technical Communication No.35, Imperial Bureau of Soil Science, 1937
- 2) D. J. Finney : The fractional replication of factorial arrangements, Annals of Eugenics, 12, 1945, 4, 291-301.
- 3) D. J. Finney : Recent developments in the design of field experiments. III. Fractional replication, J. Agric. Sci., 36, 1946, 3, 184-191.
- 4) National Bureau of Standards : Fractional factorial experiment designs for factors at two levels, 1957, U.S. Dept. of Commerce, Applied Mathematics Series, 48.
- 5) National Bureau of Standards : Fractional factorial experiment designs for factors at three levels, 1959, U.S. Dept. of Commerce, Applied Mathematics Series, 54.
- 6) R. L. Flackett & J. P. Burman : The design of optimum multifactorial experiments, 1946, Biometrika 33, 305-325.

・ 奥野忠一・塩見正衛：直交表による多因子計画のわりつけ，1965.

農技研報告 A 12号 PP23-75.

8) 田口玄一：実験計画法，上下 丸善